

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

L'IMPACT D'UN CHOC TECHNOLOGIQUE SUR L'EMPLOI

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ COMME EXIGENCE PARTIELLE  
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR

Emna SAADALLAH

AVRIL 2006

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL  
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.01-2006). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

## REMERCIEMENTS

Je tiens à exprimer toute ma reconnaissance et ma gratitude envers mon professeur Monsieur Alain GUAY. Je voudrais te remercier, Alain, pour ton écoute, ta disponibilité, tes conseils et surtout ton soutien sans lequel je n'aurais pu réaliser ce travail.

Je voudrais, tout autant remercier mon mari qui n'a jamais cessé de croire en moi et de me soutenir. Hatem, merci d'être dans ma vie !

Je n'oublierai pas ma famille, en particulier mes parents qui ont toujours prié pour moi. Malgré la distance qui nous sépare, je vous ai toujours sentis tout près pour me soutenir et m'encourager. Je vous aime si fort !

Enfin, je voudrais dédier ce mémoire à ma fille Azza et au bébé que j'attends.

## TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ.....	vi
INTRODUCTION.....	1
CHAPITRE I	
REVUE DE LA LITTÉRATURE.....	4
1.1 L'inférence des chocs non technologiques dans l'estimation d'un VAR.....	4
1.2 La variation du taux de taxe sur le capital et la suridentification.....	7
1.3 La mesure d'une variation agrégée de la technologie.....	9
1.4 Les erreurs de spécification dans l'estimation d'un modèle.....	11
1.5 L'efficacité de l'approche SVAR et les techniques alternatives.....	13
1.6 Le choix des variables au sein de la représentation structurelle.....	16
CHAPITRE II	
MÉTHODOLOGIE.....	19
2.1 L'identification des chocs sous des contraintes de long terme et en présence de processus fortement persistants .....	20
2.2 La procédure en deux étapes.....	23
2.2.1 Identification des chocs technologiques.....	24
2.2.2 Estimation de la réponse des heures suite au choc technologique .....	25
CHAPITRE III	
ANALYSE DES RÉSULTATS.....	28
3.1 Données.....	28
3.2 La stationnarité des variables du modèle .....	29
3.3 Résultats de l'estimation des modèles LSVAR et DSVAR.....	32

3.4 Résultats de l'estimation du modèle CYSVAR.....	34
CONCLUSION.....	35
APPENDICE A	
TESTS DE RACINE UNITAIRE APPLIQUÉS AUX VARIABLES DE LA CONSOMMATION (c), DE L'OUTPUT (y) ET DE LA PRODUCTIVITÉ (dx).....	36
A.1 Résultats des tests ADF et KPSS pour le Canada.....	37
A.2 Résultats des tests ADF et KPSS pour la France.....	38
A.3 Résultats des tests ADF et KPSS pour l'Italie.....	39
A.4 Résultats des tests ADF et KPSS pour le Japon .....	40
APPENDICE B	
TEST DE DICKEY-FULLER AUGMENTÉ APPLIQUÉ À LA VARIABLE DE L'EMPLOI (n) .....	41
B.1 Résultats du test ADF pour le Canada, la France, l'Italie et le Japon.....	42
APPENDICE C	
TEST DE DICKEY-FULLER AUGMENTÉ APPLIQUÉ À LA VARIABLE DU RATIO (c/y).....	43
C.1 Résultats du test ADF pour le Canada, la France, l'Italie et le Japon.....	44
APPENDICE D	
COMPORTEMENT DES VARIABLES C, Y ET RATIO C/Y.....	45
D.1 Comportement des variables c, y et ratio c/y pour le Canada.....	46
D.2 Comportement des variables c, y et ratio c/y pour la France.....	47
D.3 Comportement des variables c, y et ratio c/y pour l'Italie.....	48
D.4 Comportement des variables c, y et ratio c/y pour le Japon.....	49

APPENDICE E	
RÉPONSE DE L'EMPLOI.....	50
E.1 Réponse de l'emploi pour le Canada... ..	51
E.2 Réponse de l'emploi pour la France... ..	52
E.3 Réponse de l'emploi pour l'Italie... ..	53
E.4 Réponse de l'emploi pour le Japon... ..	54
BIBLIOGRAPHIE.....	55

## RÉSUMÉ

La mesure de l'impact d'un choc technologique sur l'emploi peut être abordée selon différents modèles empiriques. Dans le présent mémoire, nous avons essayé d'estimer la réponse de l'emploi, suite à un choc technologique, pour le cas de quatre des pays membres du G7. À cet effet, nous avons fait appel à la représentation structurelle de type SVAR. Dans un premier temps, nous avons estimé cette représentation en optant pour la productivité et l'emploi comme variables. En fait, nous avons mesuré l'impact d'une innovation technologique sur l'emploi selon deux spécifications différentes du modèle SVAR. La variable de l'emploi a, tour à tour, été spécifiée en niveau (LSVAR) et en différence (DSVAR). Les résultats obtenus lors de l'estimation de ces deux modèles semblent, cependant, varier selon la spécification retenue. En particulier, l'emploi semble réagir positivement quand il est spécifié en niveau alors que la réponse est négative quand il s'agit d'une spécification en différence. Nous avons, donc, procédé à l'estimation de l'impact technologique en empruntant la méthodologie proposée par Fève et Guay (2005). Dans ce modèle, on opte pour une nouvelle variable qui est la part de la consommation dans le revenu. Elle vient, de ce fait, remplacer celle de l'emploi au sein de la représentation SVAR. Les résultats obtenus, dans le cadre de ce modèle empirique, traduisent une réponse qui n'est, désormais, plus tributaire de la spécification de la variable de l'emploi. L'effet immédiat du choc est négatif pour l'ensemble des pays étudiés mais l'emploi affiche, pour les périodes suivantes, une nette tendance à la hausse.

**Mots clés :** Choc technologique, représentation SVAR, ratio de la part de la consommation dans le revenu.

# INTRODUCTION

La question de l'emploi suscite un vif intérêt chez les économistes, elle fait d'ailleurs l'objet de nombreuses controverses formulées au sein de différents modèles théoriques de la littérature économique. En reproduisant certains des faits empiriques observés dans l'économie, plusieurs de ces modèles tentent d'expliquer les variations dans le niveau de l'emploi en particulier, et dans les fluctuations économiques en général, par le recours à un certain nombre d'hypothèses sur la base desquelles ils fournissent des prévisions et des anticipations relatives au comportant futur de ce dernier. La validité de ces modèles demeure par conséquent tributaire de l'inscription de ces hypothèses et prévisions dans la réalité. En l'occurrence, une discrimination entre ces différents modèles concurrents se traduit souvent par une évaluation des capacités prédictives de chacun à travers une confrontation des prévisions avec les résultats générés par des données réelles.

Parmi les théories qui ont essayé d'expliquer les fluctuations économiques, figure le modèle des cycles réels (MCR), un modèle initialement élaboré par Kydland et Prescott (1982) et dans lequel la théorie du cycle réel est exposée. L'équilibre général y est défini comme étant le résultat d'une fonction de maximisation des utilités intertemporelles sous des contraintes budgétaires et des ressources disponibles. On reconnaît à ce type de modèle une certaine popularité pour son habilité à reproduire, avec succès, certains des faits économiques. En effet, plusieurs économistes dont Gali (1999), ont reconnu, en ce modèle, une certaine capacité à expliquer les corrélations dans les séries temporelles des agrégats macroéconomiques et en ont adopté ses outils de modélisation.

Dans ce type de modèle, on attribue, en particulier, un rôle central aux chocs technologiques comme étant la source principale des fluctuations économiques. L'analyse s'y fait en terme de variables réelles. Les variables monétaires y sont exclues et les autorités monétaires ne jouent qu'un rôle secondaire.



La prévision stipulée à cet effet, est l'existence d'une forte corrélation positive entre la productivité et l'emploi suite à un choc technologique. Cependant cette prévision n'est pas validée dans la majorité des travaux empiriques effectués relativement à ce sujet. La plupart de ces travaux concluent que la mesure de l'impact d'un choc technologique se traduit par une baisse des heures travaillées en réponse à ce même choc. Nous citons, à cet effet, quelques travaux ayant abouti à un résultat pareil tels que Gali (1999), Basu, Fernald et Kimball (2004) et Francis et Ramey (2005). Nous reviendrons sur ces travaux, plus en détail, dans la première partie du chapitre de ce mémoire.

Il existe par ailleurs, d'autres modèles qui expliquent autrement les fluctuations économiques. Le modèle Keynésien, par exemple, explique les variations sur le niveau de l'emploi par la présence de rigidités nominales qui seraient responsables de possibles distorsions sur le marché du travail. Dans les modèles où les prix ne sont pas flexibles, le rôle joué par les autorités monétaires est placé au premier rang. L'effet d'un choc technologique sur les heures travaillées dépend, en fait, de la politique monétaire mise en place. Par ailleurs, le modèle néo-classique explique, quant à lui, les fluctuations économiques par des erreurs d'anticipation de la part des agents économiques dans un contexte d'information asymétrique.

Dans le présent mémoire, nous nous proposons d'étudier, empiriquement, l'effet d'un choc technologique sur l'emploi. Pour ce faire, nous nous sommes penchés sur différents travaux qui ont été effectués autour de cette question. Nous en exposons un bref aperçu dans le premier chapitre. Il s'agit, en fait, de présenter quelques modèles empiriques dont les auteurs ont essayé, par le biais de différentes hypothèses et méthodologies, d'estimer l'impact des innovations technologiques sur l'emploi. Dans une deuxième section, nous présentons l'approche méthodologique pour laquelle nous optons afin de réaliser cet exercice. Il s'agit d'une approche qui est inspirée des travaux de Fève et Guay (2005) et qui met l'accent sur l'importance du choix des variables incluses au sein du modèle estimé. Enfin, la dernière partie de ce travail portera sur l'analyse des résultats auxquels nous aboutissons, à savoir un impact négatif sur l'emploi à la suite d'un choc technologique positif. Cet effet sera, cependant, suivi d'une nette tendance à la hausse dans le niveau de l'emploi.

Nous essayons par le biais de cet exercice de contribuer à une meilleure évaluation de l'effet qu'aurait une innovation technologique sur l'emploi. Nous approchons la question par une méthode qui diffère de toutes celles qu'il nous a été donné d'étudier. En effet, l'approche que nous empruntons à Fève et Guay (2005) lors de notre estimation présente l'avantage de ne pas se baser sur un modèle comportant les heures travaillées comme variable. Au moment où la majorité des travaux portant sur le même sujet s'efforcent de trouver des explications aux résultats contradictoires en les associant à une mauvaise spécification des heures dans le modèle empirique, nous essayons d'aborder la question selon une toute autre approche. La procédure en deux étapes de Fève et Guay (2005) nous permet d'estimer la réponse de l'emploi face à un choc technologique par le biais d'un modèle ne comportant pas de processus persistant tel que celui des heures.

## CHAPITRE I

### REVUE DE LA LITTÉRATURE

Nous présentons dans cette section certaines contributions réalisées récemment autour de la question de l'impact des chocs technologiques sur l'emploi. Nous en exposons quelques travaux qui, moyennant différentes approches empiriques, ont tenté d'estimer la réponse de l'emploi face à ce type de choc mais qui ont aussi essayé de trouver des explications plausibles à ses résultats.

#### 1.1 L'inférence des chocs non technologiques dans l'estimation d'un VAR

L'approche méthodologique proposée par Gali (1999), et révisée plus tard par Gali et Rabanal (2004), est basée sur l'utilisation d'une représentation vectorielle autorégressive structurelle (SVAR) qui permet d'estimer les corrélations conditionnelles entre les heures travaillées et la productivité en réponse à deux types de chocs : les chocs technologiques et les chocs non technologiques. Gali (1999) juge, à cet égard, qu'une estimation en termes de moments non conditionnels peut conduire à une interprétation inappropriée en ce qui a trait à la réponse des agrégats macroéconomiques face à de tels chocs. Par ailleurs, l'utilisation du VAR va permettre, en plus de mettre l'accent sur la conditionnalité, d'effectuer dans l'estimation des réponses, la distinction entre les chocs technologiques et les chocs non technologiques<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup> Un choc monétaire est considéré, dans l'article de Gali (1999), comme étant un exemple de choc non technologique.

Dans le modèle des cycles réels (MCR), les chocs technologiques sont supposés générer une corrélation positive entre la productivité<sup>2</sup> et les heures travaillées. Or, les données empiriques génèrent des résultats qui semblent contredire cette hypothèse. Gali et Rabanal (2004) supposent que c'est l'existence de chocs non technologiques qui se trouve derrière l'« anomalie » qu'on observe dans la réponse des heures travaillées. La décomposition entre ces deux chocs leur permet, par conséquent, d'identifier séparément l'effet, qu'aura chacun, sur la productivité et les heures travaillées.

Dans son approche, Gali (1999) suppose que seuls les chocs technologiques sont considérés comme des chocs permanents sur la productivité. Dans ce contexte, les chocs de demande sont considérés comme étant transitoires. Ils ne sont donc pas supposés avoir des effets permanents sur la productivité. Afin de dégager les chocs dont les effets sont permanents et que Gali identifiera comme étant des chocs technologiques, ce dernier utilise des restrictions de long terme. Par ailleurs, les variations dans le niveau de la productivité et des heures travaillées sont, dans ce modèle, dues aux chocs technologiques et non technologiques<sup>3</sup>. Ces deux chocs sont supposés être non corrélés entre eux, dans le VAR, et leur impact se transmet à travers le temps par des canaux de transmission qui ne sont pas spécifiés.

Le modèle empirique, initialement proposé par Gali (1999) et revu par la suite par Gali et Rabanal (2004), est en fait un modèle bivarié dont les composantes sont l'output<sup>4</sup> et les heures travaillées, exprimées toutes les deux en logarithme népérien. La mesure de la productivité en est déduite en effectuant la différence des log. L'analyse empirique est réalisée à partir des données trimestrielles américaines incluses dans des séries temporelles relatives à la période qui s'étale entre 1948 T1 et 2002 T4. Ces séries proviennent de la base de données USECON. Les séries de l'output correspondent à la production dans le secteur non agricole (LXNFO). Pour le facteur travail, les séries des heures sont relatives à toutes les personnes dans le secteur

---

<sup>2</sup> Gali (1999) utilise le terme « productivité » pour désigner la productivité moyenne du travail.

<sup>3</sup> Les chocs non technologiques englobent, entre autres, les chocs dont les effets ne sont pas permanents sur la productivité. Ils peuvent cependant avoir des effets permanents sur l'output.

<sup>4</sup> Dans le modèle empirique, proposé initialement par Gali (1999), le VAR comprenait la productivité et les heures travaillées comme variables.

non agricole (LXNFH). Les séries de l'output et des heures sont exprimées en termes par habitant en prenant en considération la population qui est âgée de 16 ans et plus.

L'estimation du VAR dans ce modèle est caractérisée par une spécification en différence. Les heures, figurant dans le VAR comme variable, sont, en effet, estimées en première différence. Ce choix est justifié par les résultats des tests de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) et de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (KPSS) qui, appliqués à la variable des heures, n'ont pas permis le rejet de l'hypothèse d'une racine unitaire. Ensuite, les mêmes tests appliqués aux séries de la productivité, considérée en niveau et en première différence, suggèrent l'existence d'une racine unitaire dans la productivité du travail, ce qui constitue pour Gali une condition nécessaire à la stratégie d'identification qu'il propose.

Gali (1999) étend par la suite son étude pour les pays du G7<sup>5</sup>. Il estime le modèle à deux variables, à savoir, la productivité et l'emploi pour chaque pays à partir de données trimestrielles provenant des comptes de l'Organisation pour la Coopération et le Développement Économique (OCDE). Il aboutit aux mêmes résultats, c'est à dire, une corrélation négative entre la productivité et les heures, suite à un choc technologique, excepté pour le cas du Japon. Le résultat retrouvé par Gali et Rabanal (2004), en ce qui a trait à la réponse de ces variables estimées face à un choc technologique positif, est une augmentation permanente de la productivité jumelée d'une baisse dans les heures travaillées. Ces heures peuvent éventuellement retrouver leur niveau initial ou s'en approcher mais cela pas avant une période d'un an.

Ainsi, l'estimation de la réponse des heures face à un choc technologique se confronte aux prévisions du modèle MCR standard, qui elles, stipulent une forte corrélation positive entre l'output, la productivité et les heures travaillées. Gali et Rabanal (2004) expliquent une telle réponse par le fait qu'il puisse exister d'autres chocs dont on ignore l'existence et qui peuvent être derrière la baisse des heures. Ils proposent donc une solution alternative qui se traduit par une estimation d'un VAR à cinq variables. Ils incluent, dans leur modèle empirique, les séries temporelles relatives à la balance réelle, au taux d'intérêt et au taux d'inflation. L'estimation du modèle, incluant plus de variables, a cependant généré les mêmes résultats que ceux obtenus

<sup>5</sup> Les pays faisant l'objet de l'estimation sont le Canada, le Royaume Uni, l'Allemagne, la France, l'Italie et le Japon.

dans le modèle à deux variables : les heures réagissent toujours à la baisse en réponse à un choc technologique positif.

## **1.2 La variation du taux de taxe sur le capital et la suridentification**

Francis et Ramey (2003) se sont inspirés des travaux de Gali (1999) et ont tenté, à leur tour, d'enrichir le modèle empirique par l'introduction d'une nouvelle variable. Ils incluent dans leur modèle le taux de taxe sur le capital et proposent des hypothèses alternatives à l'identification des chocs technologiques. Selon ces deux auteurs, une variation dans le taux de taxe sur le capital peut éventuellement avoir des effets permanents sur la productivité du travail à long terme. Par ailleurs, le rajout d'une telle variable dans le modèle permet de distinguer les effets des chocs technologiques de ceux qui sont relatifs à une variation dans les taux de taxe. Ils cherchent, ensuite, à en évaluer les conséquences sur la réaction des heures travaillées face à de tels chocs.

Leur démarche consiste, en premier, à vérifier la validité des hypothèses permettant l'identification des chocs tout en considérant les différentes sources possibles de chocs permanents. Ils soumettent par la suite, ces différents chocs à un certain nombre de tests afin de valider leurs identifications. En effet, dans l'analyse qu'ils présentent, Francis et Ramey (2003) concentrent leurs efforts sur la question de l'identification des chocs. Ils proposent pour cela des contraintes d'identification alternatives. La première contrainte proposée stipule que la productivité du travail et le salaire réel sont deux variables cointégrées. Francis et Ramey (2003) rappellent à cet effet, que dans les modèles théoriques, le ratio productivité/salaire est supposé afficher un comportement stationnaire. Étant cointégrées, ces deux variables partageront le même choc permanent. Comme il est supposé, dans le modèle, que le choc technologique est le seul choc dont les effets sont permanents, les auteurs pensent donc qu'il serait alors possible de procéder à l'identification du choc en remplaçant la variable productivité par le salaire réel.

Par ailleurs, Francis et Ramey (2003) supposent que le choc ayant un effet permanent sur les heures est non corrélé avec le choc technologique. Ils introduisent, dans le modèle à estimer, d'autres types de chocs. Ils essayent, par la suite, de tester si ces derniers sont corrélés avec le

choc technologique. En d'autres termes, pour s'assurer que le choc identifié est bien un choc technologique, les auteurs testent la présence de corrélation entre ce dernier et d'autres variables exogènes.

Francis et Ramey (2003) reprennent le modèle empirique présenté par Gali (1999) auquel ils rajoutent la variable du taux de taxe sur le capital. Ils maintiennent, donc, un VAR comprenant la productivité et les heures comme variables. Le modèle est caractérisé par une spécification en différence.

Les auteurs supposent, dans leur exercice, que toutes les variables possèdent une racine unitaire. Les données, servant à l'estimation, sont des données trimestrielles pour la période qui s'étend de 1947 T1 à 2003 T1. Les séries relatives à l'output et aux heures sont par ailleurs représentatives du même secteur. Les auteurs estiment ainsi que la mesure de la productivité qui en est déduite est plus adéquate. Toutes les variables du modèle sont exprimées en logarithme népérien excepté le taux de taxe. Francis et Ramey (2003) considèrent, dans un deuxième temps, un modèle empirique auquel ils rajoutent plus de variables telles que la productivité, les heures, les salaires, la consommation et l'investissement. Ils procèdent, par la suite, à l'estimation de ce dernier afin de mesurer les réponses relatives à chacune de ces variables face à un choc technologique.

Les auteurs constatent que, suite à une variation technologique positive, et dans le cadre d'un modèle à cinq variables, l'output réagit à la hausse, l'investissement augmente après une période de deux trimestres et enfin la consommation augmente à son tour mais à un rythme moins rapide.

Au terme de leur analyse, Francis et Ramey (2003) constatent d'abord, que l'interprétation des chocs technologiques comme étant des chocs permanents sur la productivité est justifiée dans le cadre de leur stratégie d'identification. Ensuite, ils estiment que le recours à des contraintes alternatives pour l'identification des chocs ne change en rien dans la réponse des heures. Enfin, ils reconnaissent que le modèle, augmenté par la variable du taux de taxe sur le capital, génère les mêmes résultats que celui qui a été proposé par Gali (1999).

Le résultat de leur estimation est donc similaire à celui retrouvé par Gali : l'impact des chocs technologiques sur les heures est toujours négatif. Francis et Ramey (2003) essayent de trouver l'explication d'une telle réponse dans des modèles théoriques reposant sur l'existence de rigidités nominales. Ils étudient, à cet effet, l'équilibre général dynamique dans le cadre de deux types de modèles et mesurent les effets d'un choc technologique sur leurs variables. Ils montrent que le recours aux hypothèses relatives à la rigidité des prix n'est pas déterminant dans l'explication de la réponse des agrégats à la suite d'un tel choc. Autrement dit, le modèle avec prix rigides n'est pas en mesure de mieux expliquer les effets des chocs technologiques que ne le fait celui des cycles réels.

### **1.3 La mesure d'une variation agrégée de la technologie :**

Basu, Fernald et Kimball (2002) abordent la question de l'impact des chocs technologiques selon une approche différente de ceux que nous venons de citer. Ces trois auteurs proposent une stratégie d'identification des chocs technologiques basée sur une mesure de la variation agrégée en technologie dans un contexte de concurrence imparfaite, une allocation variable des facteurs de production, à savoir le capital et le travail, et des effets agrégés. Ils estiment à cet effet, que pour mesurer les corrélations entre les innovations technologiques, les intrants et l'output, il faut disposer d'un outil de mesure de la variation agrégée de la technologie qui serait le mieux approprié. C'est ainsi qu'ils procèdent à la construction de séries en tenant compte des effets non technologiques sur le résidu agrégé de Solow : augmentation des revenus, concurrence imparfaite, utilisation variable de capital et travail et effets agrégés. Dans une deuxième partie de leur exercice, ils explorent la réponse dynamique des agrégats macroéconomiques face aux innovations technologiques.

La stratégie d'identification proposée dans le travail de Basu, Fernald et Kimball (2002) est basée sur une estimation effectuée à partir des fonctions de production propres à différents secteurs de l'économie et fait appel à des instruments<sup>6</sup> qu'ils considèrent non corrélés avec la

---

<sup>6</sup> Les instruments utilisés par BFK sont le taux de croissance du prix du pétrole, le taux de croissance des dépenses gouvernementales allouées à la défense et les « chocs monétaires » de la Réserve Fédérale.



variation réelle de la technologie. Ce faisant, la mesure de la productivité serait, à leur avis, plus précise.

Leur méthodologie est, en fait, inspirée par deux travaux. Le premier est attribué à Basu et Fernald (1997). Ils y traitent la question du rôle de l'hétérogénéité dans les secteurs économiques. Ils avancent à ce propos qu'une « différence dans les pouvoirs des marchés relatifs aux secteurs industriels peut entraîner des différences au niveau du produit marginal d'un intrant ». Le deuxième papier est celui où Basu et Kimball (1997) parlent du rôle d'une utilisation variable du capital et du travail, et de l'effort de travail variable. Il s'agit, dans ce contexte, d'établir la distinction entre une variation dans le niveau d'input et la substitution entre les facteurs de production.

Basu, Fernald et Kimball (2002) considèrent que l'approche méthodologique qu'ils proposent présente l'avantage que les résultats ainsi obtenus, ne découlent pas d'une identification des chocs qui recourt à des contraintes de long terme. En fait, ce groupe de chercheurs critique la méthode empruntée par Gali (1999) dans laquelle il procède à l'identification des chocs technologiques par une estimation à l'aide d'un VAR structurel et moyennant l'imposition de contraintes de long terme. Ils estiment que l'hypothèse, stipulant que seuls les chocs technologiques ont des effets permanents sur la productivité, n'est pas assez « robuste » pour mesurer les variations sur le niveau de la production réelle. Ils ajoutent que même si ces contraintes de long terme tiennent, l'identification des chocs et les effets qui en découlent vont demeurer tributaires de conditions très strictes. Nos auteurs proposent donc une approche alternative, celle où l'identification des chocs technologiques est établie de façon plus directe, c'est à dire à même les fonctions de production relatives aux différents secteurs industriels.

Il s'agit dans ce cas de construire une mesure « réelle » de la variation agrégée de la technologie qui, par la suite, va faire l'objet d'un examen quant aux effets relatifs à ces variations technologiques. Les données utilisées par les deux auteurs sont compilées pour les intrants et l'output au niveau industriel. Ces données sont relatives à 29 industries, dont 21 industries manufacturières, permettant, ainsi, une diversification sectorielle pour une meilleure représentation de la production dans l'économie. L'output est, dans ce modèle, mesuré en brut

et les intrants englobent le capital, le travail, l'énergie et les matériaux. Les séries temporelles couvrent la période qui s'étend de 1947 à 1989 mais le travail empirique ne commence qu'à partir de 1950, date à laquelle l'instrument mesurant le choc monétaire est devenu disponible.

Dans le cadre d'une telle approche, la réponse de l'économie face à des innovations technologiques se résume, à court terme, par une baisse dans l'usage des intrants et par conséquent, dans le facteur travail. Quant à l'output, il n'affiche pas de variation significative mais les auteurs trouvent que « l'estimation de la variable suggère néanmoins une légère baisse dans son niveau ». Après une période d'environ deux ans, l'intrant travail retrouve son niveau initial et l'output accuse une hausse considérable, elle sera évaluée comme étant proportionnelle à l'innovation technologique.

Confrontés aux modèles théoriques, les résultats retrouvés dans ce travail sont plausibles avec les prévisions des modèles d'équilibre général dynamique avec prix rigides mais le sont moins avec celles des modèles de cycle réel. En effet, si on considère le cas d'une économie où l'offre de monnaie est donnée et les prix rigides, à court terme, les encaisses réelles et le niveau de l'output sont fixes. A la suite d'un progrès technologique, les firmes n'auront plus besoin d'allouer la même quantité de travail pour produire une quantité d'output restée inchangée. A plus long terme, et avec un ajustement effectué au niveau des prix, la dynamique stipulée dans les modèles de cycle réel va prévaloir dans la mesure où on va observer une hausse dans le niveau de l'output.

#### **1.4 Les erreurs de spécification dans l'estimation d'un modèle empirique**

Christiano, Eichenbaum et Vigfusson (2003) étudient le comportement des heures face à un choc technologique en combinant les méthodes de Gali (1999) et de Basu, Fernald et Kimball (2002). Ils estiment que l'approche de ces derniers fournit un instrument plus direct pour la mesure de la variation de la technologie et que leur stratégie n'est pas basée sur l'hypothèse que seuls les chocs technologiques ont des effets permanents sur la productivité du travail. Mais ils contestent dans cette approche le recours à deux hypothèses qui ne leur semblent pas plausibles. D'abord, la mesure de la technologie ne peut, selon eux, être exogène. Ensuite, il n'est pas certain que les heures doivent être spécifiées en différence. En fait, et selon ces

auteurs, la réponse négative des heures face à choc technologique positif, qui est retrouvée dans la plupart des travaux récents, est directement liée à ces deux hypothèses. Ils essaient dans leur papier de trouver la source des divergences entre les résultats de Basu, Fernald et Kimball (2002), à savoir une corrélation négative entre la productivité et les heures, suite à un choc technologique positif, et ceux qu'ils retrouvent, eux-mêmes, dans leur approche empirique, c'est-à-dire, une hausse des heures suite à un choc technologique. Ainsi, ils proposent de remplacer l'hypothèse qui présume que la mesure de la technologie est exogène par une alternative, celle qui stipule, qu'à plus long terme, les innovations technologiques représentent les seuls chocs qui peuvent affecter la mesure de la technologie construite par Basu, Fernald et Kimball (2002). Ils considèrent, par la suite, les heures en niveau contrairement à Gali (1999).

Leur explication de la réponse « imprévue » des heures suite à des innovations technologiques est surtout basée sur le choix de la spécification du modèle estimé. En optant pour une spécification en différence, c'est-à-dire en supposant que les heures sont stationnaires en différence, l'estimation aboutit à ce que ces dernières réagissent à la baisse face à un choc technologique. Par contre, considérer que les heures travaillées sont stationnaires, c'est-à-dire une spécification en niveau, donne un résultat opposé. Les heures travaillées augmentent en réaction au même choc. En d'autres termes le fait d'estimer les heures travaillées en différence constitue pour Christiano, Eichenbaum et Vigfusson (2002) une erreur de spécification qui va fausser les résultats de l'estimation des données. Il s'agit donc de trouver laquelle des spécifications est la plus plausible pour estimer la réponse des heures.

Ces auteurs favorisent, dans leur étude, la spécification en niveau plutôt que celle en différence. En effet, en estimant un modèle bivarié considérant les heures travaillées en niveau et exprimées par habitant, l'output, les heures et la productivité réagissent à la hausse face à un choc technologique. Christiano, Eichenbaum et Vigfusson (2003) arrêtent leur choix sur des heures prises en niveau et ce après avoir considéré les deux types de spécifications.

En soumettant la série des heures à des tests ADF, l'hypothèse nulle d'une racine unitaire n'est pas rejetée. Ceci implique que la spécification en différence ne semble pas être une éventualité à écarter. Mais d'un autre côté, et de part la faiblesse de ce genre de tests, ne pas réussir à rejeter l'hypothèse nulle ne signifie pas qu'on puisse rejeter l'alternative. Ces trois

auteurs optent par conséquent pour une méthode selon laquelle la discrimination entre ces deux types de spécifications est basée sur l'idée « simple » que la spécification dans laquelle il est plus aisé pour le VAR d'expliquer les faits est la spécification retenue comme étant la plus plausible. Ils utilisent à cet effet, un «test d'englobant». Selon cette méthode, le modèle à retenir est celui qui serait en mesure de reproduire les prévisions relativement aux résultats attendus dans le modèle concurrent. En considérant les deux modèles, avec spécification en différence pour l'un et avec une spécification en niveau pour l'autre, l'estimation du VAR dans le cadre du premier, dénonce une erreur de prévision. L'erreur de spécification est dans ce cas intimement liée à l'hypothèse d'une racine unitaire dans la série des heures ce qui fait prévaloir le modèle où ces dernières sont considérées en niveau.

### **1.5 L'efficacité de l'approche SVAR et les techniques alternatives**

Chari, Kehoe et Mc Grattan (2005) se sont, de leur côté, intéressés aux problèmes qu'engendre une mauvaise spécification, notamment l'impact de celle-ci sur l'estimation d'un modèle donné. En particulier, ils ont étudié les deux spécifications connues de l'approche SVAR qui sont les spécifications en niveau (LSVAR) et en différence (DSVAR). Ils se proposent de démontrer dans leur papier que, plutôt que de remettre en question la validité du modèle MCR, il serait plus plausible de tester l'efficacité des deux spécifications appliquées à ce modèle. Pour ce faire, ils évaluent la procédure SVAR avec ses deux spécifications en les appliquant à des données générées à partir d'un modèle standard de cycle réel. Ils comparent par la suite les résultats obtenus pour la spécification en niveau et en différence et les confrontent aux prévisions stipulées dans le modèle. Ils en concluent que les deux spécifications sont, toutes les deux, non appropriées pour évaluer ce type de modèle. Afin de mieux déceler les anomalies que peut présenter la procédure SVAR, ce groupe de chercheurs commence par survoler différents travaux dans lesquels il y a eu recours à cette technique, sous ses différentes spécifications, dans le but de déterminer l'effet d'un choc technologique.

Les conclusions tirées sont très divergentes : Gali (1999), et Gali & Rabanal (2004) ont opté pour la spécification en différence (DSVAR) et en ont conclu que les divergences entre les résultats empiriques et les hypothèses du modèle MCR sont expliquées par l'existence de rigidités nominales qui ne sont pas prises en compte dans ce type de modèle. Par ailleurs, ceux

qui ont privilégié la spécification en niveau (LSVAR) constatent que les modèles de cycle réel sont validés sous cette spécification. Christiano, Eichenbaum et Vigfusson (2003) trouvent, par contre, que cette dernière spécification ne présente aucune contradiction avec ce qui est stipulé dans un MCR, ce que conteste Gali et Rabanal (2004) en concluant que les résultats obtenus avec cette spécification, c'est-à-dire le LSVAR, ne sont pas compatibles avec la théorie économique.

Chari, Kehoe et Mc Grattan (2005) exposent dans leur papier les hypothèses théoriques relatives à la procédure SVAR et au modèle de cycle réel standard. Ils considèrent, par la suite, une à une, les deux spécifications et leurs implications en soumettant ce modèle à un choc technologique. Concernant la procédure DSVAR, le problème qui surgit en premier est que la variable des heures par personne est caractérisée par un processus stochastique qui ne peut avoir de racine unitaire. Ceci implique que le fait de considérer cette variable en différence constitue déjà une erreur de spécification. Par ailleurs, les résultats obtenus avec une DSVAR illustrent une baisse dans les heures travaillées suite à un choc technologique ce qui est contredit par les prévisions du modèle MCR servant aux simulations.

En testant la procédure DSVAR, les auteurs concentrent leurs efforts à découvrir la source des divergences. Ils examinent à cet effet une hypothèse qui stipule que les processus relatifs aux variables de productivité et des heures travaillées et qui sont différenciés, ne sont pas bien illustrés dans une représentation autorégressive comportant un nombre assez limité de retards. Il se trouve justement que cette hypothèse n'est pas satisfaite dans le cadre d'un modèle MCR standard et qu'elle se trouve derrière ces divergences. Il est à noter que ce problème ne peut être résolu par l'addition de retards supplémentaires, au sein de la représentation, dans la mesure où les tests effectués à cet effet ne penchent pas en faveur de retards additionnels.

Pour ce qui est de la procédure LSVAR, il est question ici aussi du problème portant sur le choix du nombre de retards au sein de la représentation. Un nombre réduit de retards limite une meilleure représentation des processus relatifs à la productivité et aux heures travaillées.

Dans ce cas, les tests sur la taille de l'échantillon rejettent également la nécessité d'introduire des retards supplémentaires. Par ailleurs, les résultats obtenus en appliquant la

procédure LSVAR aux données utilisées dans cette étude, ne semblent pas satisfaire les auteurs qui trouvent que ces derniers sont erronés en raison d'une mauvaise spécification. Le problème de la taille de l'échantillon et du nombre de retards à introduire se trouve dans ce contexte intimement lié à la présence de la variable «accumulation du capital» au sein du modèle. La preuve est que lors du test qu'ils ont effectué, Chari, Kehoe et Mc Grattan (2005) découvrent que quand le stock de capital se déprécie complètement, la procédure du LSVAR limitée à quatre retards, donne de meilleures estimations du modèle. Ceci prouve, par ailleurs, que le problème d'un échantillon de taille assez réduite ne constitue pas le seul problème de la procédure SVAR.

En résumé, ce que Chari, Kehoe et Mc Grattan (2005) reprochent à la procédure SVAR, considérées sous ses deux spécifications, c'est en fait que cette dernière ne soit pas capable de reproduire adéquatement l'impact du choc technologique lorsque c'est le modèle MCR qui est utilisé pour engendrer des séries simulées. Par ailleurs, les auteurs trouvent que la technique du SVAR repose peu sur la théorie économique alors que la meilleure approche pour choisir une spécification appropriée doit se faire sur des *a priori* théoriques comme, par exemple, pour déterminer quelles variables introduire dans notre représentation ou encore choisir l'étendue raisonnable de l'échantillon à étudier.

C'est à ce titre que Chari, Kehoe et Mc Grattan (2005) proposent une approche alternative à la procédure du SVAR, une approche qui se baserait plus sur la théorie économique. Il s'agit de la représentation « espace d'états ». Cette approche aurait également pour but d'identifier et de mesurer l'effet de différents chocs auxquels seraient soumises les variables du modèle. La technique se fait en trois étapes. La première consiste à classer les modèles à étudier selon cette dite représentation, ensuite et dans un deuxième temps, trouver et justifier un théorème capable d'appliquer les mêmes hypothèses d'identification dans tous les modèles sélectionnés et finalement, estimer les résultats du modèle « espace d'états ».

Cette position, adoptée par ce groupe de chercheurs concernant le manque d'efficacité de la représentation SVAR, a été vivement critiquée dans l'article de Christiano, Eichenbaum et Vigfusson (2005). En effet, ces trois auteurs expliquent la présence de biais dans le modèle empirique de Chari, Kehoe et Mc Grattan (2005) par une hypothèse que ces derniers font

relativement au rôle des chocs technologiques à générer des fluctuations dans l'output. En particulier, Chari, Kehoe et Mc Grattan (2005) considèrent plus d'un choc à l'origine de ces fluctuations. Plus précisément, ils supposent une certaine égalité entre la croissance de la technologie et celle mesurant les dépenses publiques. Christiano, Eichenbaum et Vigfusson (2005) considèrent, comme étant non fondé, le constat selon lequel Chari, Kehoe et Mc Grattan (2005) contestent l'efficacité du modèle SVAR. En particulier, c'est l'hypothèse se trouvant au cœur même du modèle empirique proposé par Chari, Kehoe et Mc Grattan (2005) et qui porte sur la source des fluctuations de l'output qui est remise en question dans les critiques de Christiano, Eichenbaum et Vigfusson (2005).

### **1.6 Le choix des variables au sein de la représentation structurelle**

Une étude est récemment présentée par Fève et Guay (2005) portant sur l'effet d'un choc technologique sur les heures travaillées. Cette étude représente l'avantage de procéder par une méthode relativement simple mais qui semble, au même moment, aboutir à de meilleurs résultats que les modèles structurels DSVAR et LSVAR, plus souvent utilisés dans la majorité des travaux. En effet, dans le cadre de ce travail, la réponse des heures travaillées, estimées à la suite d'un choc technologique, présentent des biais moins importants. Elle demeure, en outre, inchangée et ce quelle que soit la spécification retenue pour la variable des heures. En particulier, Fève et Guay (2005) aboutissent à ce que les heures réagissent à la baisse à la suite d'une innovation technologique mais cette baisse est suivie, après quelques périodes, d'une nette tendance à la hausse.

Le modèle proposé par Fève et Guay (2005) est similaire à celui de Gali (1999). Il s'agit d'une représentation structurelle de type SVAR comprenant deux variables. Ils y utilisent également des restrictions de long terme lors de l'identification du choc technologique. Les auteurs attribuent, en particulier, à leur modèle l'appellation CYSVAR, en référence aux variables incluses au sein de ce dernier et qui sont la productivité et la part de la consommation dans le revenu. En effet, le choix de ces dites variables est, dans le cadre de ce travail, crucial. Fève et Guay (2005) estiment que la présence, au sein d'un VAR, d'une composante fortement persistante, comme c'est le cas de la variable des heures, constitue un problème. Les processus persistants risquent, lors d'une estimation, en petit échantillon, de donner lieu à des biais très



importants dans les estimateurs. D'un autre côté, les tests de racine unitaire ne permettent pas de trancher sur la stationnarité des heures et donc sur la spécification adéquate. La persistance jumelée à une mauvaise spécification des heures risque fort d'aboutir à une mesure biaisée de l'effet des chocs et à une confusion lors de leur identification. La variable des heures, incluse dans le VAR à estimer, est par conséquent problématique.

Fève et Guay (2005) concluent, alors, que la persistance des heures ainsi que la difficulté à lui attribuer la bonne spécification constituent une raison valable pour l'exclure de leur modèle empirique. Ils contournent ce problème en optant pour une nouvelle variable qui présenterait de meilleures propriétés stochastiques. Il s'agit de la part de la consommation dans le revenu  $C/Y$ . Les auteurs justifient, en fait, leur choix par les caractéristiques qu'illustre un tel ratio. D'abord, il s'agit d'une variable qui s'associe à un processus moins persistant que les heures et pour lequel les tests de racine unitaire suggèrent le rejet de la non stationnarité. Ensuite, le ratio  $C/Y$  semble être moins sensible aux chocs non technologiques.

Fève et Guay (2005) estiment, dans leur travail, des données américaines qui sont trimestrielles et s'étalant entre le premier trimestre de l'année 1955 et le quatrième de l'année 2002. L'output  $y$  est mesuré par le PIB réel traité en « chaîne » 2000 dollars. La variable des heures représente, quant à elle, les heures travaillées totales considérées par habitant. Toutes ces données se rapportent au secteur non agricole américain. La productivité figurant dans le VAR est déduite en soustrayant la mesure des heures travaillées de l'output.

Par ailleurs, le travail effectué par Fève et Guay (2005) se base sur une procédure en deux étapes distinctes et pour différentes spécifications de la représentation structurelle SVAR. En premier, les deux auteurs simulent une représentation SVAR comportant la productivité et le ratio  $C/Y$  comme variables. Au cours de cette étape, Fève et Guay (2005) procèdent à l'identification des chocs structurels au sein de la représentation. C'est dans une deuxième étape que la réponse des heures est évaluée par une simple régression MCO en projetant ces dernières sur les chocs identifiés.

Fève et Guay (2005) simulent des modèles caractérisés par différentes spécifications et sous de multiples sortes de chocs afin d'assurer une meilleure identification du choc technologique



et d'une juste estimation de la réponse des heures. Il s'agit, en fait de considérer, en plus du choc technologique, deux autres chocs. Fève et Guay (2005) introduisent dans leur modèle le choc de préférence et le choc des dépenses publiques afin d'en évaluer les effets sur les variables estimées.

Les deux auteurs considèrent, donc, le modèle SVAR sous quatre différentes spécifications dans chacune desquelles les chocs technologiques sont identifiés comme étant les seuls chocs ayant un effet de long terme sur la productivité moyenne du travail. Fève et Guay (2005) simulent, en premier, un modèle bivarié LSVAR incluant la productivité et les heures spécifiées en niveau. Ensuite, ils considèrent le modèle DSVAR incluant, également, la productivité comme variable mais où les heures sont spécifiées en différence. Enfin, ils introduisent le ratio de la consommation au revenu dans les modèles LSVAR et DSVAR. Fève et Guay (2005) essayent, ainsi, d'enrichir le modèle SVAR en y incluant plus de variables afin d'en étudier l'impact sur les résultats.

L'estimation de ces différents modèles a, finalement, abouti à des résultats contradictoires dans la réponse des heures travaillées face à un choc technologique. En effet, la spécification en niveau des heures conduit à une réponse positive tandis que celle qui considère les heures en différence donne une réponse négative des heures.

Un dernier modèle est alors proposé dans lequel les heures ne figurent plus en tant que variable, elles y sont remplacées par le ratio de la part de la consommation dans le revenu. C'est seulement au cours de la deuxième étape que les heures seront régressées afin d'estimer la réponse suite au choc technologique. Cette approche, dite CYSVAR, génère des résultats présentant des biais beaucoup moins importants que ceux qui découlent des deux premiers modèles. Le CYSVAR permet, en fait, une estimation qui n'est nullement tributaire d'une spécification particulière des heures. Fève et Guay (2005) constatent que, selon leur approche, la réponse des heures travaillées, suite à des innovations technologiques, ne dépend plus de la spécification retenue dans la mesure où, qu'elles soient considérées en niveau, en différence, ou encore même en introduisant des retards, pour tenir compte de la dynamique, la réaction des heures demeure la même.

## **CHAPITRE II**

### **MÉTHODOLOGIE**

Cette section décrit l'approche méthodologique proposée par Fève et Guay (2005) et que nous empruntons afin de réaliser notre travail. D'abord, l'estimation de ce modèle est caractérisée par une démarche qui comporte deux étapes distinctes. Ensuite, il s'agit d'une procédure qui se base sur une représentation structurelle de type SVAR. Nos deux auteurs expliquent, dans leur travail, comment le recours à une telle représentation peut être avantageux lors de l'identification des chocs. Enfin, le choix des variables au sein de cette représentation constitue, dans une telle approche, une condition déterminante à une mesure appropriée de l'effet du choc technologique sur le modèle.

Fève et Guay (2005) entament leur exercice par une première étape qui est allouée à l'identification du choc technologique. Il s'agit de déceler, au sein du modèle, les chocs dont les effets sont permanents sur les variables. La stratégie d'identification est, en fait, réalisée à travers la représentation SVAR. Fève et Guay (2005) reconnaissent dans une telle représentation, son habilité à bien établir la distinction entre les différents chocs auquel serait soumis le modèle. Plus précisément, la procédure SVAR permet, en ce sens, d'identifier le choc permanent de celui qui serait transitoire mais fortement persistant. Nos auteurs procèdent, par la suite, à la mesure de la réponse des heures en projetant ces dernières sur les chocs identifiés et ce, en effectuant une simple régression par la méthode des moindres carrés ordinaires usuellement appelée MCO.

À la première étape, le modèle à estimer comprend deux variables. La première composante est la productivité. Elle est déduite à partir de la série de l'output à laquelle on a soustrait celle

des heures travaillées, considérée en logarithme népérien. Cette variable figure dans la représentation sous une spécification en différence et ce afin d'en garantir la stationnarité. Ensuite, on retrouve le ratio de la part de la consommation dans le revenu et qui sera considéré en logarithme népérien. Fève et Guay (2005) justifient le choix de cette dernière variable par les problèmes que pourrait occasionner la présence de la variable des heures au sein de la représentation.

## 2.1 L'identification des chocs sous des contraintes de long terme et en présence de processus fortement persistants

Fève et Guay (2005), montrent dans leur papier comment l'introduction d'une variable fortement persistante dans un VAR peut être problématique lors de l'identification des chocs. En effet, le manque de puissance des tests de racine unitaire fait qu'il est toujours possible de mal spécifier une variable fortement persistante. Or, une spécification non appropriée au sein du VAR peut conduire à d'importants biais lors de l'identification des chocs structurels et donc, à une estimation erronée de leurs effets.

D'abord, les deux auteurs considèrent une représentation structurelle moyenne mobile pour  $t = 1, \dots, T$ . Cette représentation illustre, respectivement, les processus relatifs à la productivité et aux heures travaillées, tous deux considérés en différence :

$$\Delta(y_t - h_t) = a_{11}(L)\eta_{1t} + a_{12}(L)\eta_{2t},$$

$$\Delta h_t = a_{21}(L)\eta_{1t} + a_{22}(L)\eta_{2t},$$

avec  $y_t - h_t$  est le logarithme de la productivité du travail,  $h_t$  est le logarithme des heures travaillées,  $\eta_{1t}$  est le choc technologique et  $\eta_{2t}$  le seul choc dont l'effet sur la productivité est temporaire. Les deux chocs structurels sont non corrélés.

En considérant les effets de long terme des chocs structurels, la représentation peut alors s'écrire :

$$\Delta(y_t - h_t) = a_{11}(1)\eta_{1t} + a_{11}^*(L)(1-L)\eta_{1t} + a_{12}(1)\eta_{2t} + a_{12}^*(L)(1-L)\eta_{2t},$$

$$\Delta h_t = a_{21}(1)\eta_{1t} + a_{21}^*(L)(1-L)\eta_{1t} + a_{22}(1)\eta_{2t} + a_{22}^*(L)(1-L)\eta_{2t},$$

La restriction de long terme qui impose que  $\eta_{2t}$  est le seul choc structurel ayant un effet temporaire sur la productivité du travail est donnée par  $a_{12}(1) = 0$ .

Fève et Guay (2005) examinent, par la suite, les propriétés de long terme des heures travaillées. Ce processus n'est stationnaire que si  $a_{21}(1) = a_{22}(1) = 0$ . Si l'une de ces sommes cumulatives est différente de zéro, le processus des heures travaillées est alors intégré du premier ordre.

Pour examiner l'impact de l'introduction de processus fortement persistants dans le VAR, Fève et Guay (2005) considèrent que le processus des heures est localement non stationnaire et qu'il s'écrit :

$$\Delta h_t = a_{21}^*(L)(1-L)\eta_{1t} + a_{22}(1)\eta_{2t} + a_{22}^*(L)(1-L)\eta_{2t},$$

où  $a_{22}(1) = \frac{c}{T}$  pour  $c$  constant et  $T$  le nombre d'observations. Une telle spécification du processus des heures travaillées va permettre une meilleure évaluation de la performance du VAR structurel se basant sur des restrictions de long terme et incluant des variables très persistantes. Pour  $T$  fini, le choc structurel  $\eta_{2t}$  a des effets permanents sur les heures travaillées mais, asymptotiquement, ces effets disparaissent. Ces dernières deviennent stationnaires en niveau lorsque  $T$  tend vers l'infini. Cette spécification des heures est justifiée par les résultats du test ADF qui ne permet pas le rejet de la racine unitaire sur un petit échantillon. Par ailleurs, et asymptotiquement, le processus est tout à fait compatible avec les

hypothèses d'un modèle de cycle réel standard. Sous cette contrainte, la représentation en niveau des heures pour tout  $t = 1, \dots, T$  est donnée par :

$$h_t = a_{21}^*(L)\eta_{1t} + \frac{c}{T} \sum_{i=1}^t \eta_{2i} + a_{22}^*(L)\eta_{2t},$$

D'après cette représentation en niveau, il est clair que les chocs structurels  $\eta_{2t}$  ont des effets permanents sur les heures travaillées pour un nombre fini de  $T$ .

Fève et Guay (2005) considèrent, en premier, l'estimation d'un VAR comprenant les deux variables spécifiées en différence. La représentation en forme réduite de la moyenne mobile qui en résulte s'écrit :

$$\Delta X_t = C(L)\varepsilon_t,$$

avec  $X_t = (y_t - h_t, h_t)'$  et  $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma$ . La représentation structurelle moyenne mobile correspondante est donnée par :

$$\Delta X_t = A(L)\eta_t,$$

avec  $\eta_{2t} = (\eta_{1t}, \eta_{2t})'$  et  $E(\eta_t \eta_t') = I_2$  avec la normalisation. La forme réduite des termes d'erreurs est reliée à la forme structurelle par la relation  $\varepsilon_t = A_0 \eta_t$ . En imposant des restrictions de long terme, les chocs structurels sont alors déduits à partir de la forme réduite par les expressions  $C(1)\Sigma C(1)' = A(1)A(1)'$  et  $\Sigma = A_0 A_0'$  ce qui implique que  $A_0 = C(1)^{-1}A(1)$ .

Si on considère  $T \rightarrow \infty$ , les heures travaillées sont alors caractérisées par un processus stationnaire. L'introduction des heures prises en différence au sein du VAR, une spécification dite DSVAR, va donner une composante ayant une racine unitaire au sein de la représentation de la moyenne mobile. Or, il est bien connu qu'un VAR fini ne peut estimer correctement un

processus possédant une racine unitaire dans sa représentation moyenne mobile. En fait, la représentation VAR n'existe même pas dans ce cas puisque celle de la moyenne mobile n'est pas «inversible». Un VAR fini va fournir, ainsi, une «mauvaise» approximation sur la dynamique des heures travaillées. Dès lors, l'estimateur résultant risque d'être fortement biaisé.

Par contre, si les heures travaillées figurent, au sein du VAR, en niveau, la représentation est alors dite LSVAR. Pour T fini, la valeur du multiplicateur structurel de long terme  $A(1)$  dépend du terme  $c/T$ . On suppose que  $c$  est du même ordre de grandeur que les coefficients du polynôme de retard  $a_{22}^*(L)$  de la représentation moyenne mobile. Comme  $c$  est divisé par  $T$ , ce qui équivaut à peu près à 200 dans les séries temporelles usuelles en macro, la vraie réponse de  $h_t$  face au choc structurel  $\eta_{2t}$  est pratiquement insensible au rapport  $c/T$ . Autrement dit, les réponses obtenus ne sont pas différentes de celles qui seraient obtenues par l'estimation, seule, des coefficients de  $a_{22}^*(L)$ . Or, la somme cumulative des coefficients  $\eta_{2t}$  de la moyenne mobile est égale à  $a_{22}^*(1) + c$  ce qui dépend inévitablement de la valeur de  $c$  puisque ce coefficient est du même ordre de grandeur que les autres coefficients de la moyenne mobile. Considérer les heures comme étant un processus stationnaire peut donc induire de sérieuses variations dans l'estimation de  $A(1)$  et par conséquent dans l'estimation de  $A_0$ , matrice qui lie la forme réduite des termes d'erreurs aux chocs structurels. De ce fait, considérer une variable non stationnaire spécifiée en niveau au sein d'un VAR peut constituer un sérieux problème pour l'identification des chocs permanents et transitoires.

Il s'avère, ainsi, que l'une comme l'autre des deux spécifications conduit à une estimation biaisée de l'effet du choc technologique. La solution qui s'impose, donc, serait d'exclure la variable des heures et d'opter pour un processus moins persistant, tel que celui qui s'associe à la variable de la part de la consommation dans le revenu, au sein du VAR.

## 2.2 La procédure en deux étapes

Fève et Guay (2005) optent, dans leur travail, pour une estimation de l'effet du choc technologique sur les heures travaillées qui se fait selon deux étapes distinctes. En premier lieu, nos auteurs commencent par l'identification du choc technologique au sein de la

représentation. Cette tâche est facilitée par l'absence de processus persistants, tel que celui des heures, et donc une minimisation du risque de contamination des chocs identifiés. Ensuite, ils procèdent à la projection des heures travaillées sur ces chocs identifiés afin d'en mesurer la réponse.

### 2.2.1 Identification des chocs technologiques

On considère le SVAR à deux variables et on spécifie un VAR (p) comme suit :

$$\begin{pmatrix} \Delta(y_t - h_t) \\ c_t - y_t \end{pmatrix} = \sum_{i=1}^p B_i + \varepsilon_t,$$

avec  $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1,t}, \varepsilon_{2,t})'$  et  $E \varepsilon_t \varepsilon_t' = \Sigma$ . Sous les conditions habituelles, et en utilisant l'opérateur de retard L, ce modèle VAR(p) peut être réécrit sous forme de représentation vectorielle à moyenne mobile VMA ( $\infty$ ) suivante :

$$\begin{pmatrix} \Delta(y_t - h_t) \\ c_t - y_t \end{pmatrix} = C(L) \varepsilon_t,$$

où  $C(0) = I_2$  et  $C(L) = (I_2 - \sum_{i=1}^p C_i L^i)^{-1}$ .

Le modèle SVAR est représenté par la VMA ( $\infty$ ) qui suit :

$$\begin{pmatrix} \Delta(y_t - h_t) \\ c_t - y_t \end{pmatrix} = A(L) \begin{pmatrix} \eta_t^T \\ \eta_t^{NT} \end{pmatrix},$$

$\eta_t^T$  et  $\eta_t^{NT}$  représentent respectivement le choc technologique et les chocs non technologiques relatifs à la période  $t$ .

Par ailleurs, on a :  $V \begin{pmatrix} \eta_t^T \\ \eta_t^{NT} \end{pmatrix} = I_2$ . La restriction d'identification implique que le choc non technologique n'a aucun effet de long terme sur la productivité. Cette procédure d'identification impose que l'élément supérieur du triangle de  $A(1)$  doit être nul dans le long terme, autrement dit  $A_{1,2}(1) = 0$ . Afin de satisfaire cette restriction au sein du modèle VAR(p) estimé, la matrice  $A(1)$  est obtenue par une décomposition de la matrice suivante:  $C(1) \Sigma C(1)'$ .

Les chocs structurels sont alors déduits directement selon :

$$\begin{pmatrix} \eta_t^T \\ \eta_t^{NT} \end{pmatrix} = (C(1) A(1))^{-1} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{pmatrix}.$$

### 2.2.2 Estimation de la réponse des heures suite au choc technologique

On note  $\eta_t^T$  le choc technologique identifié dans la première étape et obtenu du modèle SVAR. Pour mesurer l'effet du choc technologique sur les heures travaillées, on régresse les heures, considérées en log, sur les valeurs actuelles et passées de la variable  $\eta_t^T$ . On aura :

$$h_t = \sum_{i=0}^q \theta_i \eta_{t-i}^T + v_t,$$

où  $q < +\infty$ .  $v_t$  est le terme d'erreur «composite».



La réponse des heures, suite à des chocs technologiques et non technologiques, est déduite à partir de la représentation moyenne mobile suivante :

$$h_t = a_{21}(L) \eta_t^T + a_{22}(L) \eta_t^{NT}.$$

Comme nos chocs sont non corrélés  $E(\eta_{t-i}^T, \eta_{t-j}^{NT}) = 0 \quad \forall i, j$  et que  $E(\eta_t^T, \eta_{t-i}^T) = 0 \quad \forall i \neq 0$ , les régressions MCO (pour  $i = 0, \dots, q$ ) de l'équation

$$h_t = \theta_i \eta_{t-i}^T + \nu_t$$

vont pouvoir fournir des estimateurs «consistants» pour la réponse des heures :

$$\frac{\partial h_{t+k}}{\partial \eta_t^T} = \theta_k.$$

Par ailleurs, en appliquant le théorème de Frisch-Vaugh, estimer  $\theta_i$  ( $i = 0, \dots, q$ ) par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO), donne des estimateurs consistants pour chaque élément de  $a_{21}(L)$ .

Le problème qui se pose avec cette approche, appelée CYSVAR- $h$ , consiste en ce qu'elle ne tient pas compte des corrélations dans les séries relatives au terme d'erreur  $\nu_t$ . Ceci est d'autant plus vrai lorsque les heures sont soumises à des chocs non technologiques dont les effets sont persistants. De plus, comme  $q < \infty$ , il demeure que la dépendance temporelle dans les effets des chocs technologiques est négligée. Ce problème peut cependant être contourné en considérant que  $q$  est suffisamment grand.

Il est encore possible de remédier au problème qu'on vient de citer en considérant la spécification en première différence pour les heures. L'approche adopte alors l'appellation CYSVAR- $\Delta h$ . La réponse des heures à un choc technologique est dans ce cas mesurée par :

$$\Delta h_t = \sum_{i=0}^q \tilde{\theta}_i \eta_{t-i}^T + \nu_t.$$

Comme les heures sont spécifiées en première différence, la réponse estimée de ces dernières suite à un choc technologique, dans un horizon  $k$ , est obtenue des estimations MCO cumulées :

$$\frac{\partial h_{t+k}}{\partial \eta_t^T} = \sum_{i=0}^k \tilde{\theta}_i.$$

Finalement, il est possible d'adopter une approche plus flexible et qui tient compte des corrélations dans les séries. Il s'agit d'une approche CYSVAR-AR (1). La réponse au choc technologique est, dans ce cas, estimée à partir de la régression des heures sur leurs propres retards et sur les retards du choc technologique. On aura :

$$h_t = \rho h_{t-1} + \sum_{i=0}^q \tilde{\theta}_i \eta_{t-i}^T + \nu_t.$$

En considérant les corrélations présentes dans les séries, la réponse mesurée dans un horizon  $k$  est obtenue par l'estimation par MCO de  $\rho$  et  $\theta_i$  ( $i = 1, \dots, q$ ) :

$$\frac{\partial h_{t+k}}{\partial \eta_t^T} = \sum_{i=0}^k \rho^i \tilde{\theta}_{k-i}.$$

## CHAPITRE III

### ANALYSE DES RESULTATS

Dans cette partie, nous procédons à la mesure de la réponse de l'emploi suite à un choc technologique dans le cadre de trois différents modèles empiriques. Dans un premier temps, nous considérons deux modèles structurels de type SVAR similaires à celui utilisé par Gali (1999) et comportant la productivité et l'emploi comme variables. Nous en spécifierons un premier avec l'emploi en niveau (LSVAR) et un deuxième où cette variable sera considérée en différence (DSVAR). Par la suite, nous allons estimer le modèle proposé par Fève et Guay (2005) et dans lequel figure le ratio de la part de la consommation dans le revenu comme variable venant se substituer à celle de l'emploi au sein de la représentation que ces deux auteurs appellent CYSVAR.

#### 3.1 Données

Dans le cadre de notre analyse, nous procédons à l'estimation de la réponse de l'emploi, suite à des chocs technologiques, pour le cas de quatre<sup>7</sup> des pays membres du G7, à savoir le Canada, la France, l'Italie et le Japon. Nous avons collecté, pour chacun de ces quatre pays, les données relatives aux séries de l'output, de la consommation et de l'emploi et ce, à partir des comptes nationaux trimestriels de l'OCDE. Ces séries correspondent respectivement au PIB réel, à la consommation privée et à la série de l'emploi. Cette dernière est mesurée par le

---

<sup>7</sup> Parmi les pays du G7, nous avons restreint notre étude sur le Canada, la France, l'Italie et le Japon. Les séries allemandes posaient des problèmes qui sont dus à la réunification. Les séries relatives à la Grande Bretagne sont, quant à elles, différentes de celles des autres pays, ce qui rend toute étude comparative fortuite.

nombre de civils ayant un emploi dans la population active. Les données relatives à l'emploi sont, dans chacun de nos quatre modèles, considérées par habitant. L'appendice D représente l'allure de ces trois agrégats au cours du temps. Par ailleurs, les séries sont préalablement traitées<sup>8</sup>. Elles sont trimestrielles, désaisonnalisées et couvrant des périodes qui varient selon les pays en question. En effet, pour les séries canadiennes, les données correspondent à la période allant de 1965T1 à 2000T4. Pour la France, l'échantillon étudié s'étend 1978T1 à 1998T4. Les séries italiennes couvrent, quant à elles, la période allant de 1970T1 à 2003T2. Et enfin, pour le cas du Japon, les données s'étalent entre 1965T1 et 2000T2. Nous avons, en outre, converti toutes nos données en logarithme népérien. La série de la productivité est déduite en soustrayant le log de la série de l'emploi du log de celle de l'output. Comme le modèle empirique de Fève et Guay (2005) incluait la variable de la part de la consommation dans le revenu, nous avons considéré ce ratio après l'avoir converti en logarithme népérien.

### 3.2 La stationnarité des variables du modèle

Avant de procéder à l'estimation de notre modèle, nous avons soumis nos séries à une analyse portant sur le comportement de ces dernières à travers le temps. Le but derrière cette analyse est de déterminer la spécification appropriée pour chacune des composantes du modèle à estimer. Il s'agit, en fait, d'étudier la stationnarité de nos variables afin de savoir si elles doivent être traitées, lors de notre estimation, en niveau ou en différence. Pour ce faire, il a fallu investiguer sur les processus auxquels elles correspondent et donc déterminer si l'effet d'un choc, sur ces variables, est transitoire ou permanent.

Nous avons donc appliqué différents tests de racine unitaire sur chacune des séries à estimer. D'abord, nous avons fait appel au test de racine unitaire le plus connu et le plus populaire de par sa simplicité relativement aux autres tests sur lesquels nous allons d'ailleurs revenir. Il s'agit du test de Dickey-Fuller augmenté (ADF). Ce test consiste à régresser la variable dépendante considérée en première différence sur une constante, une tendance déterministe et ses retards.

---

<sup>8</sup> Les séries sont exprimées en prix constants fixes par rapport à l'année de base nationale, elles sont trimestrielles exprimées en niveau annuel et enfin elles sont corrigées des variations saisonnières.

L'équation du test se présente comme suit :

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum \alpha_i \Delta y_{t-i} + u_t.$$

Le nombre de retards, inclus dans cette équation, est déterminé par une procédure qui consiste d'abord à choisir un nombre de retards maximal dans l'équation. Nous testons, par la suite, la significativité du coefficient associé au dernier retard inclus. Si ce coefficient est significatif, l'équation comprend alors le nombre de retard requis. Sinon, nous retranchons ce dernier terme et nous testons la significativité du retard qui le précède dans l'équation. Cette opération est répétée jusqu'à ce que le dernier retard inclus dans l'équation soit significatif. Il est important de noter, à ce niveau, que si l'équation comprend plus de termes qu'elle n'en nécessite, l'estimation risque d'être peu précise.

Malheureusement, il est bien connu que les tests de stationnarité sont réputés pour être peu puissants. En effet, le but derrière le recours à de tels tests est de pouvoir fournir une prévision plus précise quant à l'impact de certains chocs, sur des séries données, et donc sur le degré de persistance de ces derniers à travers le temps. Or, le problème qui peut entraver à l'efficacité de ces tests est, justement, un manque d'information sur le long terme et ce, en raison d'une taille relativement réduite des échantillons étudiés. Par ailleurs, le manque de puissance de ces tests est aussi dû à la présence des termes déterministes appelés encore termes de nuisance, au sein des processus testés. Il existe, d'ailleurs, des tests alternatifs qui sont proposés afin de pallier ce problème, tels que le test KPSS et le test ERS. Dans ce dernier, on procède à tester la présence d'une racine unitaire en éliminant les composantes déterministes. Néanmoins, la puissance du test demeure toujours tributaire de la taille de l'échantillon. Dans notre cas, nous avons fait appel aux tests ADF et KPSS et ce, afin de mieux statuer sur la stationnarité de nos séries. À la différence du test ADF, la procédure du test KPSS impose la stationnarité sous l'hypothèse nulle.

D'après les résultats des tests, les séries relatives à la consommation et à l'output affichent un comportement non stationnaire et elles semblent être intégrées d'ordre 1. Ainsi, le test ADF, ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle, celle qui stipule la présence d'une racine unitaire et pour un intervalle de confiance de 5%, quand ces dernières sont considérées en

niveau mais le permet quand elles sont différenciées de premier ordre (*voir* appA). Ce résultat demeure compatible avec ce qui est stipulé dans la théorie économique, à savoir un comportement non stationnaire, au cours du temps, pour les agrégats tels que la consommation et la production.

Concernant l'emploi, la stationnarité de cette variable ne semble pas être évidente dans la majorité des travaux qu'il nous a été donné d'étudier. C'est pour cette raison que la spécification de cette variable est souvent controversée. Il est théoriquement difficile de dire que l'emploi est caractérisé par un comportement non stationnaire puisque le nombre d'heures travaillées par une personne, durant une période donnée, doit nécessairement être associé à un processus borné. Or, les tests de stationnarité que nous avons effectués et qui sont illustrés dans l'appendice B, penchent plus pour un processus non stationnaire pour la variable de l'emploi. Nous n'avons pas été en mesure de rejeter l'hypothèse de la présence de racine unitaire dans les séries de l'emploi et pour un intervalle de confiance de 5% quand ces dernières sont considérées en niveau. Le test ADF a, par contre, permis de pencher vers la stationnarité de ces séries quand elles sont différenciées, sauf pour le cas du Japon.

Ces résultats viennent, de ce fait, de nous fournir une raison valable à ce que l'on délaisse la variable de l'emploi, comme composante dans notre modèle, au profit d'une alternative qui serait associée à un processus moins persistant. Comme l'ont fait Fève et Guay (2005), nous nous sommes intéressés au comportement du ratio de la part de la consommation dans le revenu  $c/y$ . Cette variable va constituer l'une des deux composantes de notre modèle. Nous avons donc, procédé à l'étude de son comportement à travers le temps par le biais des tests de racine unitaire (*voir* App. C).

Les tests de stationnarité stipulent que les variables composant ce ratio, c'est-à-dire la consommation et l'output, correspondent à des processus non stationnaires  $I(1)$ . Cependant le test ADF appliqué au rapport entre ces variables suggère que ce dernier serait associé à un processus stationnaire  $I(0)$ . Ce résultat laisse supposer que nos variables sont cointégrées. Nous rappelons à cet effet, que la relation de cointégration entre la consommation et l'output explique pourquoi le ratio  $(c/y)$  fluctue autour d'une moyenne relativement constante (*voir* app. D). Ceci démontre une certaine stabilité de cette variable au cours du temps. Cette

conclusion vient confirmer la thèse selon laquelle nos variables seraient reliées, entre elles, par des chocs dans un horizon de long terme.

### 3.3 Résultats de l'estimation des modèles LSVAR et DSVAR

Nous estimons, dans un premier temps, la réponse de l'emploi suite à un choc technologique à travers deux types de représentations SVAR. En effet, le premier modèle empirique, auquel nous faisons appel, est une représentation structurelle comprenant la productivité et l'emploi comme variables. Plus précisément, il s'agit d'un LSVAR puisque l'emploi y est spécifié en niveau. La deuxième représentation est un DSVAR, en faisant, dans ce cas, référence à la spécification en différence de l'emploi qui la caractérise. Dans ces deux représentations, la productivité est spécifiée en différence afin d'en assurer la stationnarité.

L'estimation de ces deux représentations structurelles, pour chacun des quatre pays considérés, a abouti à des résultats qui varient en fonction de la spécification retenue pour l'emploi. En d'autres termes, la mesure de l'impact d'une innovation technologique sur l'emploi dans un pays donné est différente selon que la variable de l'emploi soit spécifiée en niveau ou en différence au sein du modèle estimé.

En particulier, pour le cas du Canada et dans le cadre d'un modèle LSVAR, c'est-à-dire une représentation incluant l'emploi en niveau, nous observons une réponse positive de l'emploi suite à un choc technologique. L'effet immédiat du choc est une hausse de l'emploi qui n'est cependant significative qu'à partir du deuxième trimestre (*voir app. E1*). Par ailleurs, cette hausse est persistante pendant quelques quatre trimestres après quoi, l'emploi diminue mais demeure à un niveau supérieur à celui initialement observé. Quand nous étudions la mesure de l'impact de ce choc sur l'emploi de ce même pays mais à travers une représentation où l'emploi est spécifié en différence (DSVAR), la réponse est alors négative. En effet, en observant l'effet immédiat du choc, la valeur que prend l'emploi est en dessous de zéro (-0.4) alors que pour la représentation LSVAR, la valeur était de (0.4). Juste après le choc, l'emploi remonte pendant quatre période puis se stabilise mais cette fois, la hausse est non significative.

En considérant le cas de la France, lors de son estimation au sein d'un LSVAR, l'effet immédiat du choc est, d'abord une valeur négative de l'emploi. Ce dernier réagit, par la suite, à la hausse. Cette hausse est persistante et significative durant plus de trois trimestres. Il s'en suit, alors, une brève baisse à la quatrième période après quoi, l'emploi est encore une fois relancé à la hausse. Dans le cas du DSVAR l'impact immédiat du choc est négatif. L'emploi décrit, par la suite, une nette tendance à la hausse qui n'est cependant pas significative.

Concernant l'Italie, l'estimation d'une représentation LSVAR aboutit à ce que l'emploi ait une valeur proche de zéro (légèrement supérieure à  $(-0.5)$ ), juste au moment du choc mais que celui-ci ait plus tendance à baisser, certes de façon non significative, mais pour une période de trois trimestres. L'appendice E.3 montre que l'emploi remonte par la suite. Quand l'emploi est spécifié en différence, l'estimation de la réponse de ce dernier illustre une baisse significative qui s'étend sur trois trimestres. La valeur que prend l'emploi, au moment du choc, est de  $(-1.5)$ . On observe, par la suite une hausse de cette variable.

Enfin l'estimation d'une représentation LSVAR incluant la productivité et l'emploi japonais est illustrée par l'appendice E.4. L'effet immédiat du choc sur l'emploi est négatif. La valeur que prend l'emploi au moment du choc est de près de  $(-0.5)$ . Ce dernier augmente par la suite et de façon continue durant les douze prochaines périodes. Cette hausse n'est cependant pas significative. Dans le cas d'un DSVAR, l'emploi réagit négativement. On retrouve l'emploi à une valeur de  $(-1)$ . Ce dernier accuse, ensuite, une tendance à la hausse qui n'est significative qu'à partir du cinquième trimestre.

Tout comme dans la plupart des travaux que nous avons survolés au cours de la réalisation de cet exercice, l'estimation de l'effet d'un choc technologique sur l'emploi est contradictoire selon qu'il s'agisse d'une représentation LSVAR ou DSVAR. Il est, par conséquent, clair que la réponse de l'emploi dépend, selon ces deux modèles, du choix de la spécification retenue pour ce dernier. Ce résultat est expliqué par la forte persistance du processus de l'emploi.

Nous procédons, donc, dans une prochaine étape à l'estimation d'une représentation structurelle dans laquelle on remplace la variable de l'emploi par le ratio de la part de la consommation au revenu. L'estimation de modèle empirique appelé, par ailleurs CYSVAR,



est réalisée selon la procédure en deux étapes de Fève et Guay (2005). Lors de l'exercice, nous récupérons dans une première étape les chocs structurels que nous projetons, par la suite, sur la variable de l'emploi afin d'en mesurer les effets.

### 3.4 Résultats de l'estimation du modèle CYSVAR

En optant pour la procédure en deux étapes de Fève et Guay (2005) nous obtenons une réponse de l'emploi suite à un choc technologique qui n'est nullement tributaire de la spécification de l'emploi. En effet, nous avons estimé pour chacun des quatre pays considérés dans le cadre de cet exercice, une représentation structurelle de type SVAR incluant, dans chacune, la productivité et la part de la consommation dans le revenu comme variables. La productivité est dans chacune de nos estimations spécifiée en différence.

Les résultats obtenus pour le cas du Canada se résument par une valeur de l'emploi proche de zéro juste au moment du choc. Tel qu'illustré dans l'appendice E, l'emploi réagit, par la suite, par une nette tendance à la hausse. Cette dernière est persistante mais n'est significative qu'à partir du premier trimestre. La mesure de la réponse de l'emploi français est, également, illustrée dans l'appendice E. Juste au moment du choc, l'effet sur l'emploi est incertain. Nous observons une augmentation persistante dans le niveau de l'emploi qui est significative à compter du deuxième trimestre. Cette hausse est maintenue jusqu'au septième trimestre après quoi, l'emploi décline. Concernant l'Italie, l'effet sur l'emploi est nettement négatif durant le premier trimestre suivant le choc. Nous observons, néanmoins, une augmentation dans le niveau de l'emploi qui va persister de manière significative jusqu'au neuvième trimestre. Enfin, l'emploi au Japon réagit de façon incertaine au cours des quatre périodes suivant le choc. Il illustre, cependant, une augmentation continue et significative tout au long du reste des trimestres. Ces résultats semblent, par ailleurs, concorder avec ceux retrouvés par Fève et Guay (2005) à savoir une réponse négative des heures à la suite d'une innovation technologique mais cette baisse est suivie, après quelques périodes, d'une nette tendance à la hausse. Ces résultats étant, en outre, maintenus quelque soit la spécification retenue pour les heures.

## CONCLUSION

En essayant d'évaluer l'impact d'un choc technologique sur l'emploi, nous avons réalisé que la pertinence des résultats obtenus demeurerait souvent tributaire d'un choix judicieux quant au modèle empirique estimé. En effet, dans la majorité des travaux, qu'il nous a été donné d'étudier, au cours de l'élaboration de ce mémoire, les efforts étaient plutôt portés sur la question de la spécification des heures. Les auteurs de ces différents travaux ont, sans cesse, essayé d'expliquer la contradiction dans les résultats obtenus lors d'une estimation des heures selon leurs spécifications relatives. Nous avons, d'ailleurs, constaté, dans notre travail, que les représentations LSVAR et DSVAR n'aboutissaient pas toujours aux mêmes résultats en ce qui concerne la réponse de l'emploi face à un choc technologique. Dans le modèle élaboré par Fève et Guay (2005), le problème relatif à des estimations biaisées, dues à la présence de processus persistants, tels que celui des heures travaillées, n'est plus. La représentation, à travers laquelle nous avons pu estimer la réponse de l'emploi suite à un choc technologique, comporte une nouvelle variable, à côté de celle de la productivité, celle de la part de la consommation dans le revenu. Ce modèle empirique semble avoir de meilleures performances que celui qui inclut les heures comme variable dans la mesure où l'estimation de l'emploi n'est pas biaisée, d'un côté, et ne souffre par ailleurs pas d'une spécification mal appropriée de ce dernier, d'un autre côté. En reproduisant la procédure en deux étapes de Fève et Guay (2005) nous obtenons, pour la plupart des pays étudiés, un effet négatif immédiatement à la suite du choc mais une nette tendance à la hausse de l'emploi durant les périodes suivantes. Nos résultats semblent, par conséquent, ne pas être en parfait accord avec la prévision avancée dans le cadre d'un modèle MCR standard et qui, rappelons-le, stipule l'existence d'une forte corrélation positive entre la productivité et l'emploi suite à un choc technologique.

## **APPENDICE A**

### **TESTS DE RACINE UNITAIRE APPLIQUÉS AUX VARIABLES DE LA CONSOMMATION (c), DE L'OUTPUT (y) ET DE LA PRODUCTIVITÉ (dx)**

A.1 Résultats des tests ADF et KPSS pour le Canada.....	37
A.2 Résultats des tests ADF et KPSS pour la France.....	38
A.3 Résultats des tests ADF et KPSS pour l'Italie.....	39
A.4 Résultats des tests ADF et KPSS pour le Japon .....	40

**Résultats des tests ADF et KPSS pour le Canada**

	c	Dc	y	Dy	dx	Ddx
ADF	-1.935422	-3.283649	-2.375121	-9.159347	-2.032161	-10.83137
t-Statistic à 5%	-3.440681	-2.880463	-3.438515	-2.879727	-3.441552	-2.881830
KPSS	0.342828	0.585249	0.352306	0.671426	0.337415	0.905381
(LM-Stat à 5%)	0.146000	0.463000	0.146000	0.463000	0.146000	0.463000

**Résultats des tests ADF et KPSS pour la France**

	c	Dc	y	Dy	dx	Ddx
ADF (t-Statistic)	-2.879240	-12.50492	-3.010916	-5.399311	-3.129423	-7.604597
(t-Statistic à 5%)	-3.449365	-2.886959	-3.450073	-2.887190	-3.471693	-2.897223
KPSS (LM-Stat)	0.254433	0.613706	0.210172	0.383354	0.069056	0.112064
(LM-Stat à 5%)	0.146000	0.463000	0.146000	0.463000	0.463000	0.463000

**Résultats des tests ADF et KPSS pour l'Italie**

	c	Dc	y	Dy	dx	Ddx
ADF (t-statistic)	-1.744602	-4.373679	-1.520258	-7.784430	-0.712802	-7.398663
(t-Statistic à 5%)	-3.457808	-2.892200	-3.444487	-2.882748	-3.445030	-2.883930
KPSS (LM-Stat)	0.191667	0.186670	0.329041	0.465154	0.347208	0.671932
(LM-Stat à 5%)	0.146000	0.463000	0.146000	0.463000	0.146000	0.463000

**Résultats des tests ADF et KPSS pour le Japon**

	c	Dc	y	Dy	dx	Ddx
ADF (t-statistic)	-0.468208	-3.684635	-1.750952	-3.169600	-2.151344	-3.014356
(t-Statistic à 5%)	-3.435413	-2.877823	-3.436795	-2.878723	-3.445308	-2.884109
KPSS (LM-Stat)	0.423264	1.646993	0.416206	1.362171	0.297205	0.977179
(LM-Stat à 5%)	0.146000	0.463000	0.146000	0.463000	0.146000	0.463000

## **APPENDICE B**

### **TEST DE DICKEY-FULLER AUGMENTÉ APPLIQUÉ À LA VARIABLE DE L'EMPLOI (n)**

B.1 Résultats du test ADF pour le Canada, la France, l'Italie et le Japon.....	42
--	----



**Résultats du test ADF pour le Canada, la France, l'Italie et le Japon**

	Canada	France	Italie	Japon
n	-1.920056	-1.922081	-0.444433	-2.081145
t-Statistic à 5%	-3.441777	-3.466248	-3.445030	-3.444756
dn	-6.617152	-5.093934	-9.160520	-1.700777
t-Statistic à 5%	-2.881830	-2.897678	-2.883930	-2.883753

## **APPENDICE C**

### **TEST DE DICKY-FULLER AUGMENTÉ APPLIQUÉ À LA VARIABLE DU RATIO (c/y)**

C.1 Résultats du test ADF pour le Canada, la France, l'Italie et le Japon.....	43
--	----

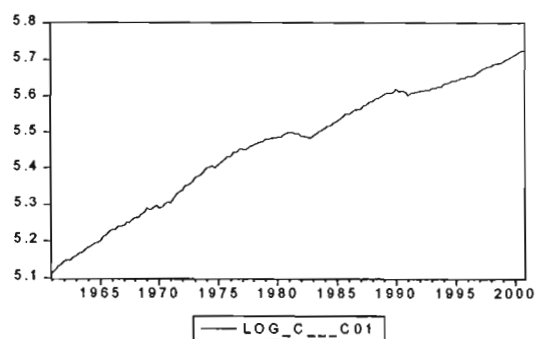
**Résultats du test ADF pour le Canada, la France, l'Italie et le Japon**

	Canada	France	Italie	Japon
ADF (t-statistic)	-3.660998	-3.449365	-3.456805	-3.338350
t-statistic à 5%	-2.879727	-3.324079	-1.781885	-2.882433

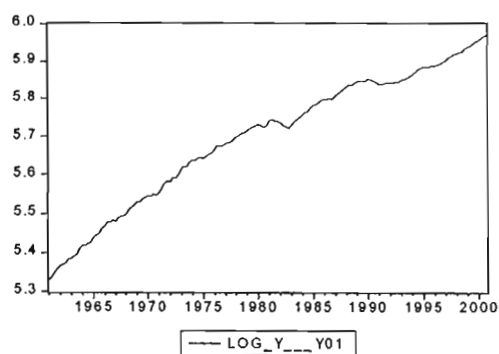
## **APPENDICE D**

### **COMPORTEMENT DES VARIABLES C, Y ET RATIO C/Y**

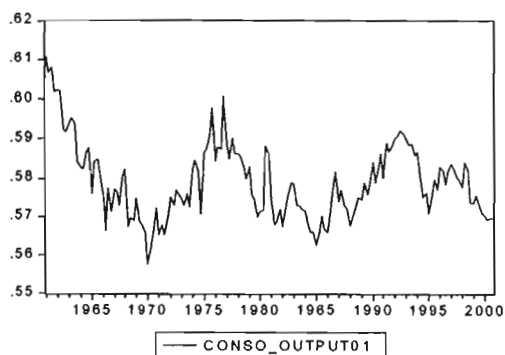
D.1 Comportement des variables $c$ , $y$ et ratio $c/y$ pour le Canada.....	46
D.2 Comportement des variables $c$ , $y$ et ratio $c/y$ pour la France.....	47
D.3 Comportement des variables $c$ , $y$ et ratio $c/y$ pour l'Italie.....	48
D.4 Comportement des variables $c$ , $y$ et ratio $c/y$ pour le Japon.....	49



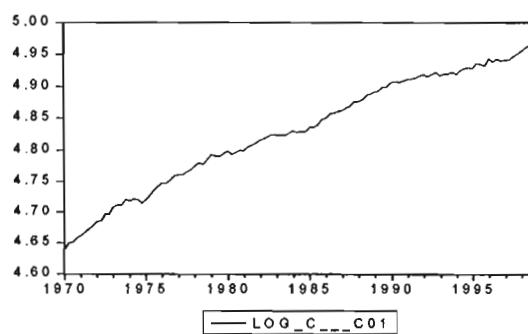
La consommation (Canada)



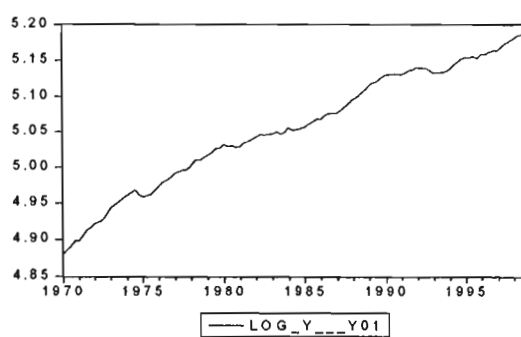
L'output (Canada)



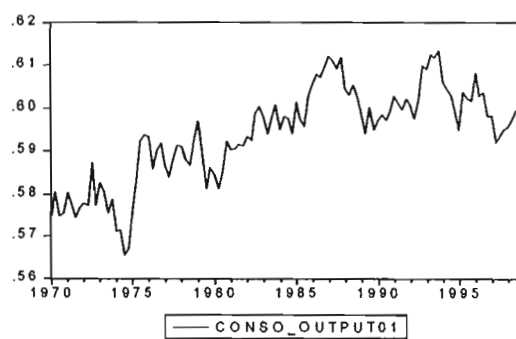
Le ratio consommation/output (Canada)



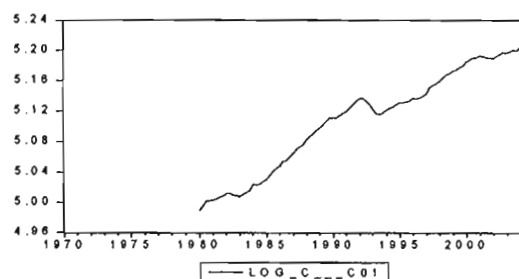
La consommation (France)



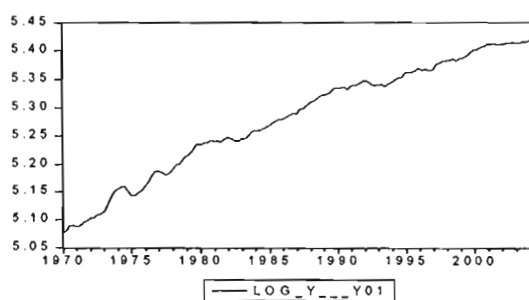
L'output (France)



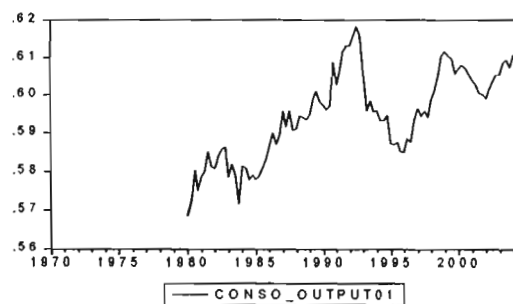
Le ratio consommation/output (France)



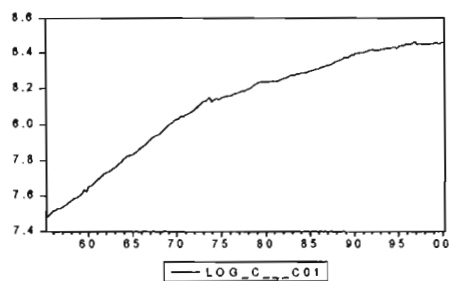
La consommation (Italie)



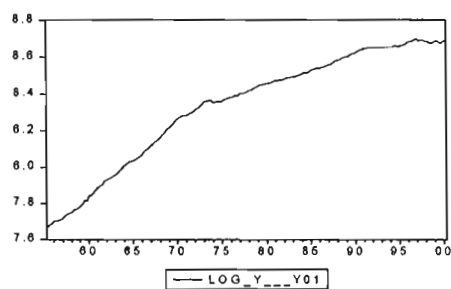
L'output (Italie)



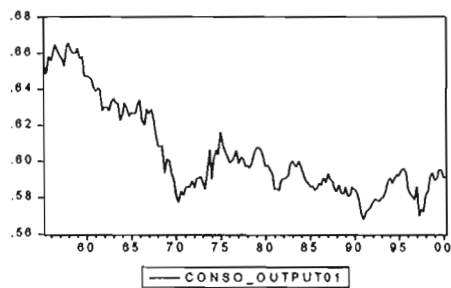
Le ratio consommation/output (Italie)



La consommation (Japon)



L'output (Japon)



Le ratio consommation/output (japon)

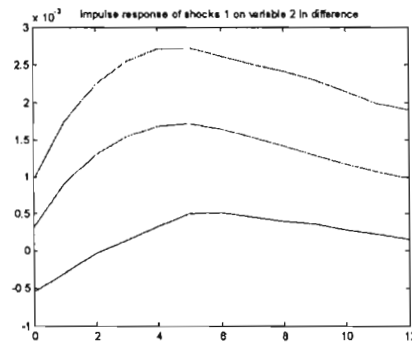


## **APPENDICE E**

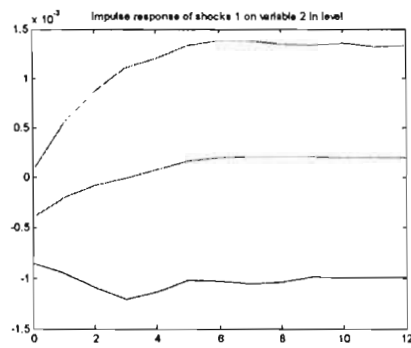
### **RÉPONSE DE L'EMPLOI FACE À UN CHOC TECHNOLOGIQUE**

E.1	Réponse de l'emploi pour le Canada.....	51
E.2	Réponse de l'emploi pour la France... ..	52
E.3	Réponse de l'emploi pour l'Italie... ..	53
E.4	Réponse de l'emploi pour le Japon... ..	54

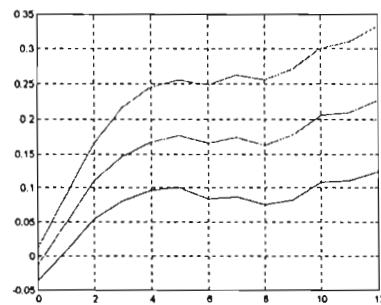
## CANADA



Réponse de l'emploi suite au choc dans le cadre d'un LSVAR

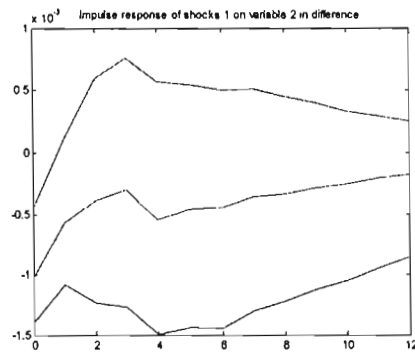


Réponse de l'emploi suite au choc dans le cadre d'un DSVAR

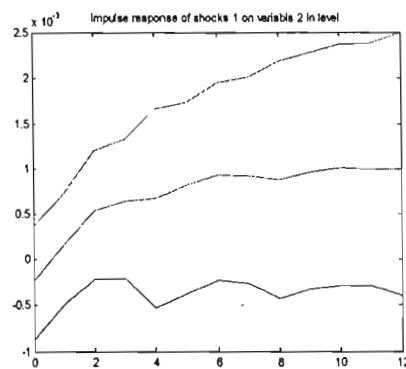


Réponse de l'emploi suite au choc dans le cadre d'un CYSVAR

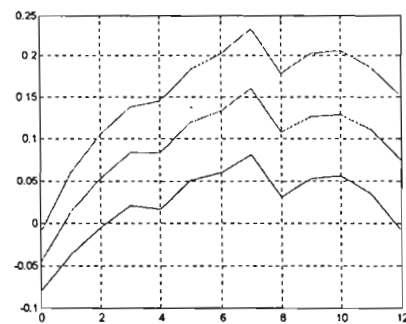
## FRANCE



Réponse de l'emploi suite au choc dans le cadre d'un LSVAR

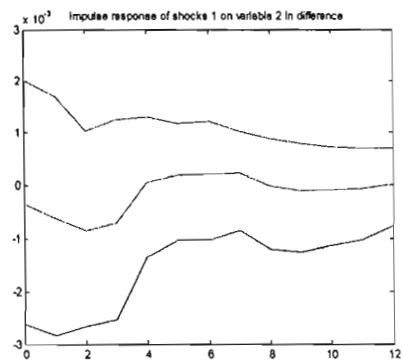


Réponse de l'emploi suite au choc dans le cadre d'un DSVAR

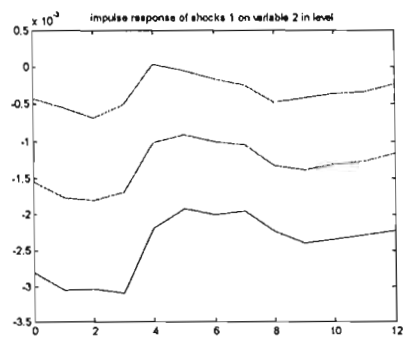


Réponse de l'emploi suite au choc dans le cadre d'un CYSVAR

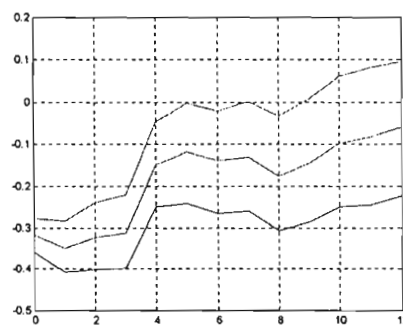
## ITALIE



Réponse de l'emploi suite au choc dans le cadre d'un LSVAR

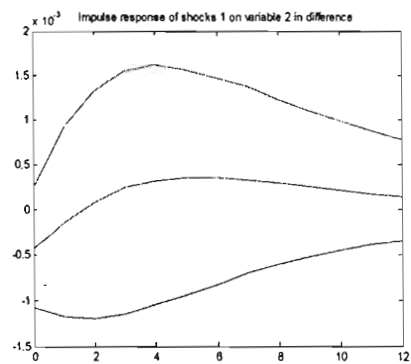


Réponse de l'emploi suite au choc dans le cadre d'un DSVAR

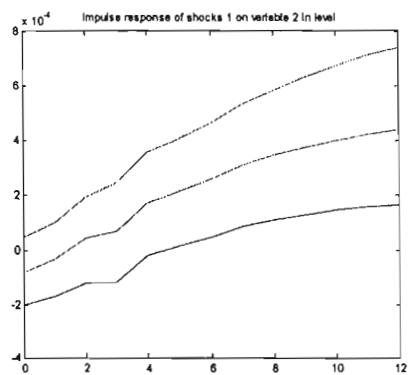


Réponse de l'emploi suite au choc dans le cadre d'un CYSVAR

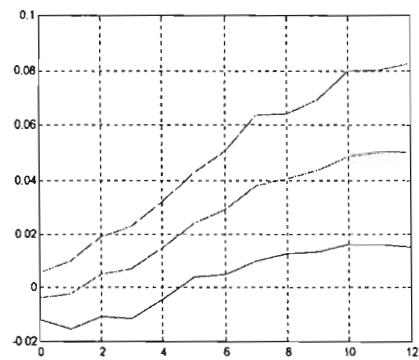
## JAPON



Réponse de l'emploi suite au choc dans le cadre d'un LSVAR



Réponse de l'emploi suite au choc dans le cadre d'un DSVAR



Réponse de l'emploi suite au choc dans le cadre d'un CYSVAR

## BIBLIOGRAPHIE

- Basu, S. et Fernald, J. G. 1997a. «Returns to Scale in U.S. Production: Estimates and Implications. » *Journal of Political Economy*, 105, 249-283.
- Basu, S., Fernald, J. G. et Kimball, M. S. 2004. « Are Technology Improvements Contractionary? » *Manuscript*.
- Basu, S. et Kimball, M. S. 1997. «Cyclical Productivity with Unobserved Input Variation. » *NBER, working paper 5915*.
- Blanchard, O.J. et Quah, D. 1989 «The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. » *The American Economic Review*.
- Chari, V., Kehoe, P. et McGrattan, E. 2005 «A Critique of Structural VARs Using Real Business Cycle Theory. » *Manuscript*.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M. et Vigfusson, R. 2003. «The Response of Hours to a Technology Shock. » *Manuscript*.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M. et Vigfusson, R. 2003. «What Happens After A Technology Shock? » *Manuscript*.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M. et Vigfusson, R. 2005. « Assessing Structural VARs. » *Manuscript*.
- Fève, P. et Guay, A. 2005. «Identification of Technology Shocks in Structural VARs»
- Francis, N. et Ramey, V. A. 2001. «Is the Technology-driven Real Business Cycle Hypothesis Dead? Shocks and Aggregate Fluctuations Revisited», *Manuscript*.
- Gali, J. 1999. «Technology, Employment and the Business Cycle: Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations? » *The American Economic Review*, Vol.89, No.1, 249-271.
- Gali, J. et Rabanel, P. 2004. «Technology Shocks and Aggregate Fluctuations: How Well Does the RBC Model Fit Postwar U.S. Data? » *Manuscript*.

King, R. G., Plosser, C. I., Stock, J. H. et Watson, M. W. 1991. « Stochastic Trends and Economic Fluctuations », *The American Economic Review*, Vol. 81, No. 4, 819-840.

Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. et Shin, Y. 1992. « Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure We Are that Economic Time Series Have a Unit Root? », *Journal of Econometrics*, vol. 44, p. 159-178.

Kydland, F. E. et Prescott, E.C. 1982. « Time to Build and Aggregate Fluctuations », *Econometrica*, vol. 50, n° 6, p. 134-137